

Discussion Paper No. 872

**年金制度改正と老後不安：
家計のマイクロデータによる分析**

小川 一夫
関田 静香

May 2013

The Institute of Social and Economic Research
Osaka University
6-1 Mihogaoka, Ibaraki, Osaka 567-0047, Japan

2013 年 5 月

年金制度改正と老後不安：家計のミクロデータによる分析*

小川 一夫

大阪大学 社会経済研究所

関田 静香

京都産業大学 経済学部

* 本稿は国立社会保障・人口問題研究所で開催された「社会保障の給付と財政の在り方に関する研究会」、2010 年度日本経済学会秋季大会において報告された。その際、金子能宏氏（国立社会保障・人口問題研究所）をはじめ、菅万理（兵庫県立大学）、菊池潤、暮石渉、黒田有志弥、佐藤格、野口晴子、山本克也（以上国立社会保障・人口問題研究所）、濱秋純哉（一橋大学）、中村さやか（横浜市立大学）、宮里尚三（日本大学）の各氏から多くの有益なコメントを頂いた。また、チャールズ・ユウジ・ホリオカ氏（大阪大学）をはじめ、殷亭（大阪大学大学院経済学研究科）、梶谷真也（明星大学）、坂田圭（立命館大学）、玉田桂子（福岡大学）、コリン・マッケンジー（慶應義塾大学）、村田啓子（首都大学東京）、吉田恵子（桃山学院大学）、若林緑（大阪府立大学）の各氏からも数々の貴重なコメントを頂いた。ここに謝意を表したい。また、本稿を作成する上で、『家計の金融行動に関する世論調査』の個票データを使用することができた。データの利用に便宜を図っていただいた金融広報中央委員会事務局増田氏に謝意を表したい。

日本語要旨

本稿は、金融広報中央委員会『家計の金融行動に関する世論調査』の個票データに基づいて、公的年金制度の改正に対する家計の主観的な反応を定量的に分析したものである。この調査では、老後の暮らしについて経済的に不安を抱いているか否かを尋ねており、その理由として年金制度に対する主観的評価の情報も含まれている。この質問項目に着目し、1984年から2008年までのクロスセクションデータをプールして、年金制度の改正を家計がどのように評価したのか、定量的な分析を行った。

混合ロジットモデルによる分析結果によれば、1985年改正が老後の暮らしへ及ぼす効果については評価が分かれた。また、1989年、2004年改正は、勤労者世帯を中心に、年金が十分ではないから老後の暮らしを心配する家計の割合を有意に低下させたものの、1994年と2000年の改正に対しては、30歳代、40歳代の勤労者世帯を中心に、年金が老後の生活を維持していくには十分ではないという認識が高まり、老後の暮らしへの不安が募ったことがわかった。

JEL Classification Number: H55 and D12

キーワード：公的年金、制度改正、混合ロジットモデル、老後の暮らし

連絡先：小川一夫 大阪大学社会経済研究所 〒567-0047 大阪府茨木市美穂ヶ丘 6-1、Tel: 06-6879-8570、Fax: 06-6878-2766、E-mail: gawa@iser.osaka-u.ac.jp

1. はじめに

公的年金制度は 2004 年度の制度改革によって保険料水準固定方式とマクロ経済スライドが導入され、政府は盤石な年金財政が確立したと喧伝した。しかし、2009 年の財政検証において所得代替率が 0.5 を切る可能性も指摘され、決して政府が予測するように年金財政が盤石であるとはいえないことが明らかになった。

公的年金制度は、従来から 5 年に一度、将来の出生率、死亡率の推計に基づく財政再計算によって将来にわたる年金財政を予測し、財政の安定化をめざして制度改革を行ってきた。その内容は主として給付水準の見直し、保険料率の上昇といった家計に負担を強いるものであった。

このような公的年金の制度改革は、家計の消費・貯蓄行動に少なからず影響を与えるはずである。制度改革が家計行動へどのような影響を及ぼすのか、その方向をとらえるには、年金制度の改正を家計がどのように評価したのか、その心理的な効果を知ることが肝要である。例えば、制度改革を将来給付の減少ととらえた家計にとっては、老後の暮らしへの不安が増幅され、年金給付を補うべく自ら貯蓄を増加させる等の防衛的な行動をとるだろう。逆に、制度改革によって年金財政の安定化が図られたと評価する家計にとっては、老後の暮らしへの不安が軽減され、老後への貯蓄の必要性は低下し、現在の消費が増加するかもしれない。

5 年に一度の公的年金制度の改正に対する家計の主観的評価は、家計の消費・貯蓄行動の変化を考える上で重要な要因であるにもかかわらず、先行研究では十分に分析されてこなかった。先行研究の焦点は、もっぱら公的年金への不安や年金給付額の変化が消費・貯蓄行動に与える影響であり、公的年金制度の改正を老後の暮らしへの不安の変化という視点から分析した研究は皆無である。¹

本研究は、この点に着目して家計が公的年金制度の改正をどのようにとらえてきたのか、金融広報中央委員会『家計の金融行動に関する世論調査』の個票データに基づいて定量的に分析することを目的としている。この調査には「あなたのご家庭では、老後の暮らしについて、経済面でどのようになるとお考えですか。」という、われわれの分析に最適な質問項目が収録されている。それに対して「それほど心配していない」、「多少心配である」、「非常に心配である」

という選択肢が用意されており、さらに「多少心配である」、「非常に心配である」と回答した家計に対しては、その理由を尋ねた質問項目も利用できる。選択肢のなかに「年金や保険が十分ではないから」という項目が含まれており、この選択肢を選んだ家計を「年金や保険が十分ではないから老後の暮らしを心配している」家計と特定化できるのである。また、「それほど心配していない」と回答した家計についても、その理由の選択肢が用意されている。選択肢には、「年金や保険があるから」という項目が含まれており、「年金や保険があるから老後の暮らしを心配していない」家計も特定化できる。このように 2 つの全く対照的なタイプの家計を比較できるのである。

これらの質問項目は 1984 年から 2008 年までの 25 年間という長期にわたって利用可能である。上述したように、これまで公的年金制度は財政再計算に基づいてほぼ 5 年ごとに改正されてきた。制度が改正された時期を特定できるので、改正の前後における「年金や保険が十分ではないから老後の暮らしを心配している」家計、「年金や保険があるから老後の暮らしを心配していない」家計の割合の変化を見ることによって、家計が年金制度改正をどのようにとらえたのか、その主観的な評価を定量的に分析できるのである。^{2 3}

しかも、調査においては世帯主の職業も特定できるから、加入している年金制度の違いによって、公的年金制度改正の受け止め方が異なるのか、この点についても検討を加えることができる。

混合ロジットモデルを適用して得られた実証結果を要約しておこう。われわれは 5 つの公的年金制度の改正が家計によってどのように受け止められたのか、家計の保有資産、所得等の経済環境および家計の種々の属性をコントロールした上で分析を行った。5 つの制度改正とは、1985 年の基礎年金制度の導入、完全自動物価スライド制が導入された 1989 年改正、厚生年金の支給開始年齢の引き上げが決定された 1994 年、2000 年改正そして保険料水準固定方式とマクロ経済スライドが採用された 2004 年の制度改正である。

1985 年改正が老後の暮らしに対して及ぼす影響については、加入している年金制度を問わず評価が分かれていた。1989 年改正については、第 2 号被保険者の間で老後の暮らしを心配する家計の割合を有意に低下させた。1994 年、2000 年の年金制度の改正は、30 歳代、40 歳代の第 2 号被保険者において老後の暮ら

しを心配していない家計の割合を有意に低下させた。これに対して 2004 年改正は、30 歳代から 50 歳代の第 2 号被保険者を中心に、老後の暮らしを心配する家計の割合を有意に低下させた。

このように年金制度の改正に対する家計の主観的な評価は、その制度改正の内容により老後の生活への不安を軽減したケースばかりではなく、不安を募らせるケースも存在した。しかも、制度改正への反応は世帯主の年齢に代表される家計属性によっても異なることがわかった。

本稿の構成は以下の通りである。第 2 節では 1985 年の基礎年金制度の導入以降の年金制度の改正について概観する。第 3 節は、『家計の金融行動に関する世論調査』の個票データに基づき「年金や保険が十分ではないから老後の暮らしを心配している」家計、「年金や保険があるから老後の暮らしを心配していない」家計の割合を時系列的に見た上で、それぞれの家計群の属性を明らかにし、各家計群がどのような特徴をもっているのか、さまざまな記述統計に基づいて明らかにする。第 4 節は、混合ロジットモデルを用いて年金制度の改正が、年金が十分ではなく老後の暮らしを心配する確率、年金が十分あるので老後の暮らしを心配しない確率に与える効果を定量的に分析する。第 5 節では、年金改正に対する評価が年齢、所得階層という家計属性によって、どのように異なるのか検証を行う。第 6 節は本稿の結びである。

2. 基礎年金制度導入以降の公的年金制度の改正

この節では、分析の対象期間である 1984 年から 2008 年までに実施された主な公的年金制度の改正について概観する。⁴ この時期における公的年金制度の改正は、その主旨から 3 つに大別することができる。第 1 は 1985 年に導入された基礎年金制度である。この制度は、これまで独立して運営されていた種々の年金制度間における財政基盤の格差を是正して、安定した年金制度を確立する目的で導入された。

第 2 は 1989 年、1994 年そして 2000 年における改正である。これらの年金制度改正では法律で定められた給付水準を実現するために、財政再計算が行われるたびに給付と負担の見直しを行い、それに応じて保険料や支給開始年齢の変更が行われた。

第3は、2004年における改正である。2004年における年金制度改正では、これまでとは逆にまず保険料水準が法定化され、マクロでみた給付と負担の変動に応じて、給付水準が調整される仕組みを確立した。

以下では個別の公的年金制度の改正についてより詳細に見ていこう。

1985年改正：基礎年金制度

まず、1985年に実施された抜本的改革である基礎年金制度の導入から始めよう。わが国の公的年金制度は、戦後長らく国民年金、厚生年金、共済年金といったように職域ごとに独立して運営されてきた。しかしながら、第1次産業の衰退、第2，3次産業の隆盛に示されるように産業構造が大きく変化を遂げ、制度間で被保険者の移動が生じた。被保険者が減少した制度では、負担金の拠出に比べて給付が増大し、年金財政の脆弱性が明らかになっていった。このような制度間の財政基盤の格差を是正し、各制度を安定的に運営する目的で導入されたのが基礎年金制度である。

全国民共通の基礎年金制度（1階部分）を導入するとともに、被用者については、厚生年金、共済年金がそれぞれ上乗せ部分の給付（2階部分）を行うというのが、年金改正の骨子である。基礎年金給付のための給付は、各制度が負担する拠出金によって賄われ、各制度が負担する基礎年金拠出金の3分の1に対して国庫負担がなされることになった。また、被用者の被扶養配偶者については、第3号被保険者として国民年金が適用され、配偶者の加入する被用者年金制度が拠出金を負担することにより基礎年金の給付を受けることが可能となった。

1989年改正

1989年改正では、物価の変動に対して年金の実質価値を維持するために、年金額の完全自動物価スライド制が導入された。また、20歳以上の学生の国民年金への強制適用が盛り込まれた。

1994年改正

高齢化の進行に加えて少子化が顕著に観察されるようになり、年金受給者数

の急増に対処し、年金制度を安定的に運営するための措置が急務となった。そのために、厚生年金において定額部分の支給開始年齢を、男子については 2001 年度から 2013 年度にかけて、女子についてはその 5 年遅れで、65 歳に引き上げることが決定された。この措置により給付と負担のバランスがとれると期待された。また、厚生年金の保険料負担については、新たに賞与から特別保険料 1%を徴収することも盛り込まれた。

2000 年改正

1990 年代後半には、出生率が予想以上に低下し、日本経済も未だに金融危機の影響から脱却できず長期低迷の状態が続いていた。このような状況では、将来において現役世代の負担はさらに重くなっていくことが懸念され、給付と負担のバランスを維持しながら、将来世代の負担を軽減する目的で年金制度の改正が行われた。将来世代の負担の上限として、厚生年金の保険料率 20%（総報酬ベース）が一つの目安として設定された。また、厚生年金については、報酬比例部分の給付水準が 5%適正化され、報酬比例部分の支給開始年齢を男子については 2013 年度から 2025 年度にかけて、女子についてはその 5 年遅れで、65 歳に引き上げることが決定された。さらに、月給と賞与に同一の保険料率を適用する総報酬制が 2003 年 4 月から導入されることになった。

2004 年改正

2002 年に公表された将来推計人口の予測値は、今後さらなる少子化と高齢化が進むことを示していた。この予測を受けて、給付と負担の調和を保った形で保険料率の抑制された引き上げ、給付水準の抑制、そして国庫負担の増大を柱とする年金改正が実施された。⁵

まず、「保険料水準固定方式」と「マクロ経済スライド」の組み合わせが採用された。保険料水準固定方式とは、2004 年改正前に 13.58%であった保険料率を毎年引き上げ、2017 年度に 18.3%に到達した時点で、それ以降の保険料率を固定するというものである（厚生年金の場合）。保険料率が固定された場合、給付水準も抑えざるを得ず、そのために導入されたのがマクロ経済スライドである。従来、新規裁定者については年金給付額の改定ルールは賃金上昇率に応じてス

ライドさせ、既裁定年金については消費者物価上昇率についてスライドさせることが原則であった。これを賃金上昇率、物価上昇率から「スライド調整率」を差し引いた率に変更した。スライド調整率は、平均余命の延びを勘案した一定率(0.3%)と公的年金被保険者数の減少率と定義されている。現在のスライド調整率は 0.9% である。⁶ このような給付水準の調整方式がマクロ経済スライドと呼ばれるものである。以上のような給付水準の調整を行うことにより、厚生年金の標準的な年金世帯（夫が 40 年間民間被用者で妻が専業主婦の場合）の給付水準は現役世代の平均収入の 5 割を超えると喧伝された。⁷

また、国庫負担の増大については基礎年金の国庫負担割合を 3 分の 1 から 2 分の 1 に引き上げることが決定された。

さらに、政府は保険料水準固定方式とマクロ経済スライドの導入によって、これまで 5 年に一度実施されていた財政再計算は不要になると考え廃止した。財政再計算に代わって最新の将来推計人口と経済前提を基にした年金財政の検証を目的とした「財政検証」が導入された。

3. 『家計の金融行動に関する世論調査』からみた年金と老後の暮らしに関する家計の主観的評価

この節では金融広報中央委員会『家計の金融行動に関する世論調査』（以下、世論調査と略称）に収録されている質問項目への回答を基に、家計が経済面から老後の暮らしをどのように評価してきたのか、その時系列的な変遷を鳥瞰してみたい。さらに、老後の暮らしに対して不安を抱いている家計については、それが何から起因しているのか、また、老後の暮らしを心配していない家計についても、何が安心感をもたらしているのか、その要因を探る。

分析に使用する世論調査は、(1) 家計の資産・負債や家計設計などの状況を把握し、これらの公表を通じて金融知識を身につけることの大切さを広報すること、(2) 家計行動分析のための調査データを提供すること、の 2 つを目的として金融広報中央委員会が毎年実施している調査である。⁸ 調査対象世帯は全国から層化 2 段無作為抽出法により抽出されている。具体的にいえば、全国を 9 地域（北海道、東北、関東、北陸、中部、近畿、中国、四国、九州）に区分けし、各地域の世帯員 2 名以上の世帯数に応じて全国の調査地点数（平成 19 年調

査以降は 500) を各地域に比例配分する。より詳細に述べれば、各地域のすべての市町村をそれぞれ 6 グループに分類し、9 地域グループの 2 人以上世帯の世帯数に応じて全国の調査地点数を各グループに比例配分するのである。その上で各調査地点から無作為に複数(平成 19 年調査以降は 16)の世帯が選ばれる。従って、平成 19 年調査以降、調査対象世帯は 8,000 となる。⁹ なお、分析対象の世帯は、二人以上世帯である。

標本期間は、1984 年から 2008 年までの 25 年間であり、4 分の 1 世紀をカバーする長期のクロスセクションデータである。5 年に一度行われてきた年金制度の改正が家計に及ぼしてきた影響を見る上でも最適なデータソースといえよう。同様の調査としては、厚生労働省『国民生活基礎調査』がある。そこでは公的年金への加入状況、受給状況について詳細を尋ねており、生活意識の状況(生活におけるゆとりの有無)についても尋ねている。また、われわれが依拠する世論調査には含まれない世帯主の学歴の情報も含まれている。しかし、本稿における関心事である年金制度と老後の生活意識の関連については調査されていない。

本稿では、現役世代に着目し、職業を有する 60 歳未満の者を分析対象とする。というのも、公的年金制度の改正が主として将来における保険料負担や給付水準の調整を目的としており、すでに年金の給付を受けている世帯には適用されないからである。

まず、『あなたのご家庭では、老後の暮らしについて、経済面でどのようになるとお考えですか』という質問項目に対する回答、1. それほど心配していない、2. 多少心配である、3. 非常に心配である を集計した結果をみよう。

図 1 は、老後の暮らしを心配している世帯の割合の時系列的な推移を示したものである。¹⁰

[図 1 挿入]

1980 年代には 3 割台で安定的に推移していたが、91 年には 4 割にまで上昇し、さらに 92 年には 65%まで急増している。その後も上昇を続け、98 年には 84%に達し、その後も緩やかな上昇が観察されている。2008 年時点で 9 割の世帯が老後の暮らしに不安を抱いていることがわかる。老後の暮らしを心配している家計の割合が上昇を続けた時期は、日本経済がバブル崩壊後、「失われた 10 年」

と形容され、長期にわたり経済が低迷した時期と軌を一にしている。社会を覆っていた閉塞感や将来に対する不確実性の高まりが老後への不安感をかき立てた一因となったのかもしれない。

世論調査では、老後の暮らしを心配している理由と老後の暮らしを心配していない理由についても尋ねている。選択肢にはさまざまな項目が含まれているが、ここでは標本期間を通じて利用できる選択肢から4つの項目を取り出して、その項目を選択した家計の割合が、どのように変化してきたのか、その推移を見ていこう。4つの項目とは、

1. 十分な貯蓄がない（ある）から
2. 退職一時金が十分ではない（ある）から
3. 年金や保険が十分ではない（ある）から
4. 生活の見通しが立たないほど、物価が上昇することがあり得ると考えられる（とは考えられないから）から

である。¹¹ それぞれの項目は複数選択することができる。図2は、老後の暮らしを心配していると答えた家計のうち、それぞれの項目を選んだ家計の割合の推移を示したものである。

[図2 挿入]

割合が最大の項目は「十分な貯蓄がないから」である。常に70%台にあり、しかも安定的に推移している。割合が次に大きな項目は「年金や保険が十分ではないから」である。84年から89年まで22%ポイント上昇した後、92年から96年まで低下し5割台後半から6割台前半で推移する。その後、上昇に転じ90年代後半以降は「十分な貯蓄がないから」と答えた家計の割合に匹敵する大きさ（7割台）にまで高まっている。「退職一時金が十分ではないから」を選択した家計の割合は3割台で安定的に推移している。「生活の見通しが立たないほど、物価が上昇することがあり得ると考えられるから」を選択した家計の割合は84年には54%もあったが、物価上昇率の低下とともにその割合を低下させている。90年代後半に物価上昇率がマイナスを記録したデフレーションの時期には2割を切っている。¹²

図3は、老後の暮らしを心配していないと答えた家計のうち、それぞれの項

目を選んだ家計の割合の推移を示したものである。

[図3 挿入]

選ばれた割合が最も高い項目は、「年金や保険が十分あるから」である。基礎年金制度の導入後である86年には84年に比して12%ポイント上昇している。この割合はその後も緩やかに上昇を続け、96年にピークを迎える(72%)。しかし、その後は低下に転じ、99年以降はほぼ5割台で推移している。

図3で割合が次に大きな項目は「退職一時金があるから」である。この項目を選んだ家計の割合は、ほぼ3割台で安定的に推移している。第3位は「生活の見通しが立たないほど、物価が上昇するとは考えられないから」である。89年をピーク(33%)に趨勢的に低下しており、2007年以降は10%を切っている。

最後に「十分な貯蓄があるから」と答えた家計の割合を見ておこう。この割合は株価や地価に代表される資産価格が高騰した80年代後半に20%台まで上昇している。資産価格の高騰により家計の保有する資産価値が高まり、それが家計に十分な貯蓄があると認識させたのであろう。しかし、90年代に入り地価の暴落によって資産価値が減少するとともに、「十分な貯蓄があるから」と答えた家計の割合も急減する。94年には4%まで低下し、その後もほとんどの時期について割合は10%を切っている。¹³

老後の暮らしを心配している家計と心配していない家計の多くが、ともにその理由として年金や保険の十分性に言及していることは興味深い。このことは、世帯が加入している年金制度の相違を反映していることに加えて、年金制度に対する評価に主観的な要素が多分に含まれていることを意味している。

さて、年金制度改正と老後の暮らしに対する主観的な評価に関する以下の議論の見通しをよくするために、図1と図2, 3の情報を融合して示してみよう。つまり、家計を以下の4つのグループに分けるのである。「年金や保険が十分ではないから、老後の暮らしを心配している」家計群（以下ではグループ1）、「それ以外の理由で老後の暮らしを心配している」家計群（以下ではグループ2）、「年金や保険が十分あるから、老後の暮らしを心配していない」家計群（以下ではグループ3）、そして「それ以外の理由で老後の暮らしを心配していない家計群（以下ではグループ4）である。それぞれのグループの割合の推移を示したものが図4である。

[図 4 挿入]

グループ 1 の大きさは 91 年まで 20% 台で推移していたが、バブルの崩壊とともに上昇に転じ、90 年代中頃以降グループ 1 の割合は他のグループの割合を凌駕していく。1997 年には 52% を記録し、半数の家計が、年金が十分ではないため老後の暮らしに懸念を表明している。2003 年にはピーク（68%）を付け、その後も高い水準で推移している。

これに対して同じ老後の暮らしを心配している家計でも、その他の理由で心配している家計（グループ 2）の割合は異なったパターンを示している。90 年代前半のバブル崩壊とともに上昇する点は、グループ 1 と共通している。しかし、95 年にピーク（30%）を迎えた後は緩やかに低下していく。2005 年以降は 2 割台前半で推移している。

老後の暮らしを心配していない家計群に目を転じよう。グループ 3 の割合は、基礎年金制度が導入された 85 年には前年に比して 5% ポイント上昇している。その後も 80 年代後半は緩やかな上昇が続き、80 年代中頃から後半にかけては 4 つのグループの中でその割合は最大になっている。しかし 90 年代を通じてグループ 3 の割合は急速に低下する。98 年にはグループ 3 の割合は 10% を切り、その後も緩やかに割合は低下している。2008 年におけるグループ 3 の割合はわずかに 6.4% に過ぎない。グループ 4 の割合は 80 年代中頃以降、終始低下傾向を示している。84 年には 32% であった割合は、2008 年には 4.7% にまで低下している。

次にグループ 1 からグループ 4 の家計がどのような特徴を持っているのか、その属性を見ていこう。各家計グループの属性を表にまとめたものが表 1 である。

[表 1 挿入]

グループ 1、2 については、金融資産保有額が 4 つのグループの中で最も低い（それぞれ 894 万円、775 万円）。また、借入金を保有している家計の割合が 4 グループの中で最も高く（グループ 1、2 それぞれ 52.4%、49.4%）、借入金の残高も 4 グループの中で最大である（グループ 1、2 それぞれ 606 万円、523 万円）。従って、ネットで見た金融資産残高もグループ 3 や 4 と大きな隔たりがある。グループ 1、2 の純金融資産残高がそれぞれ 288 万円、252 万円であるのに対して、グループ 3、4 はそれぞれ 726 万円、523 万円である。

世帯所得についても資産残高と同様の傾向が見られる。グループ 1, 2 の世帯所得はそれぞれ 512 万円、485 万円であり、グループ 3 の 600 万円と比べて大きな開きがある。¹⁴ グループ 1, 2 のもう一つの大きな特徴は、生活設計を立てている家計の割合が低いことである。その割合は両グループとも 4 割を切っている。

老後の暮らしを心配していない家計群（グループ 3、4）は老後の暮らしを心配する家計群（グループ 1, 2）とは明らかに異なった属性を有している。グループ 3 の大きな特徴の一つは、世帯主の年齢が高いことである。グループ 3 における 20 歳代、30 歳代の若年層の割合は、23.7%と 4 グループのなかで最低であり、逆に 50 歳代の割合は、42.3%と 4 グループ中最高である。世帯主の年齢が高いことも反映して、金融資産保有額は 4 グループのなかで、グロス、ネットともにトップ（それぞれ 1131 万円、726 万円）である。持ち家率も 73.6%と、4 分の 3 近くの家計が持ち家を所有している。世帯所得についても 4 グループ中トップである。世帯所得が 700 万円以上の世帯の割合は 27.6%にも達する。また、生活設計を立てている家計の割合も 52.6%と 4 グループのなかで最大である。

グループ 4 の大きな特徴は、世帯主の年齢が低いことである。年齢分布からわかるように 20 歳代、30 歳代の若年層の割合は、37.7%と 4 グループ中最高である。また、大都市に住んでいる家計の割合も 27.5%とこれまた 4 グループ中最も高い。世帯主の年齢が低いことを反映して、持ち家率は低く（グループ 2 と並ぶ 61.5%）、借入金を保有している割合、借入金残高ともに 4 グループ中最低である（それぞれ 39.4%、376 万円）。グロスの金融資産保有額はそれほど高くはないが（899 万円とグループ 1 の 894 万円と大差ない）、借入金残高が低いのでネットで見た金融資産残高は、523 万円とグループ 1, 2 を大きく引き離してグループ 3 に次ぐ高さである。世帯主の年齢が低いことは所得分布にも表れている。世帯所得が 500 万円以下の世帯割合は 57.9%であり、グループ 1（49.8%）、グループ 2（54.1%）よりも高い。

最後に、各グループの特徴を要約しておこう。グループ 1, 2 は純金融資産残高、世帯所得ともに低く、生活設計を立てている家計の割合も低い。グループ 1 は持ち家の保有割合が高く、その結果借入金残高も大きいことから純金融資産

残高が低くなっているが、グループ 2 は 4 つのグループの中で総金融資産残高が最も低く、純金融資産残高の水準も最低となっている。

グループ 3 の家計は、年齢が高く十分な資産を保有し所得水準も高く、将来に対する生活設計を敷いている。グループ 4 の家計は、年齢が低く所得水準は低いものの、持ち家率が低いことから借入金残高は小さく純金融資産残高はグループ 3 に次いで高い。

4. 公的年金制度の改正に対する家計の主観的評価：混合ロジットモデルによる計量分析

前節では経済面から見た老後の暮らしに対して抱いている不安の度合いとその理由に基づいて家計を 4 つのグループに分けて、それぞれのグループの属性に基づいてグループの特徴を明らかにした。この節では公的年金制度という視点から老後の暮らしをとらえ、これまでに実施されてきた年金制度の改正が老後の暮らしに関する不安感を取り除く上で効果があったのか、計量的な分析を展開する。

具体的には 4 つのグループに入る確率を混合ロジットモデル(mixed logit model)により特定化し、家計の属性を説明変数としてコントロールしながら公的年金制度の改正がそれぞれのグループに入る確率にどの程度の影響を及ぼしたのか、定量的な評価を行う。¹⁵

以下では、まずモデルで使用する変数を説明しよう。老後の暮らしがどのようになるかを尋ねた質問に対して、回答者は「心配である」と「心配していない」のいずれかを選択し、それぞれの回答に対して、その理由をいくつかの選択肢から選ぶようにアンケート調査は設計されている。まず、われわれは各選択肢に対応する変数を説明変数の候補に選ぶことにした。それらの変数は、

1) 実質純金融資産保有額¹⁶ 2) 持ち家の有無 3) 借入金の有無 4) 生活設計の有無 5) 今後生活設計を立てる意志の有無 6) 世帯人員数

である。これらの変数に加えて、実際の金融資産残高と貯蓄の目標額の比率、実質世帯所得¹⁷、世帯主の年齢（4 つの年齢階層のどの階級に属しているかを示すダミー変数）¹⁸、リスク回避度ダミー変数¹⁹、大都市居住ダミー変数、世帯主の居住地域（9 つの地方のどの地方に住んでいるのかを示すダミー変数）²⁰

も説明変数に加えた。

また、各年に生じたマクロ的なショックをコントロールするため、地域別の失業率、出生率、高齢化率、インフレ率、地域総生産成長率、消費者の意識を表す「消費者態度指数」を説明変数に加えている。²¹ さらに、これらの変数以外に観察されないトレンド要因をコントロールするために 1984 年を 1 とするトレンド変数も追加している。

われわれの関心事である公的年金制度の改正が老後の暮らしに与える効果を計測するために、第 2 節でみたように 5 つの異なった年金制度改正に対応するダミー変数を作成した。それらは、1985 年改正ダミー（1985 年以前は 0、85 年以降は 1 をとるダミー変数）、1989 年改正ダミー（1989 年以前は 0、89 年以降は 1 をとるダミー変数）、1994 年改正ダミー（1994 年以前は 0、94 年以降は 1 をとるダミー変数）、2000 年改正ダミー（2000 年以前は 0、2000 年以降は 1 をとるダミー変数）、2004 年改正ダミー（2004 年以前は 0、2004 年以降は 1 をとるダミー変数）である。また、各世帯があるグループを選択する上で、その世帯の居住地域における前年におけるそのグループの割合が、そのグループを選択する確率に影響を与えると考えられるから、この変数を **alternative-specific** な変数として追加した。

年金制度の改正が老後の暮らしに及ぼす影響を計測する上で、考慮しなければならない重要な点がある。それは、家計の職業によって加入している年金制度は異なっており、家計が関心のある年金制度の改正もあくまで自らが加入している制度の変更に限られるということである。従って、われわれは家計を第 1 号被保険者と第 2 号被保険者に分類して、それぞれについて別個に混合ロジットモデルを適用することにした。²²

計測は 1984 年から 2008 年のクロスセクションデータをプールして行われた。計測方法は混合ロジットモデルであり、グループ 1 を基準に正規化されている。²³ 表 2 は計測結果から求められたパラメータ推定値を用いて各変数の平均値のまわりで評価された限界効果を示している。なお、説明変数がダミー変数の場合は、その変数が 0 から 1 に変化したときに、各グループが選ばれる確率の変化分が示されている。

[表 2 挿入]

表 2 から家計の属性がそれぞれのグループに入る確率にどのような効果を与えるのか見ていこう。まず家計の保有している純金融資産残高が増加すれば、グループ 1, 2 に入る確率は有意に低下し、グループ 3, 4 に入る確率は有意に上昇する。借入金を有している家計ほどグループ 1 に入る確率は有意に高まり、持ち家家計ほどグループ 1, 2 に入る確率は有意に低下し、グループ 3, 4 に入る確率は有意に上昇する。このように家計が保有する住宅資産や金融資産の多寡、負債の有無が老後の暮らしの評価に対して有意な影響を及ぼしている。同様の傾向は家計の所得についてもいえる。世帯の所得が高ければ高いほど、家計がグループ 3, 4 に入る確率は高まり、家計がグループ 1, 2 に入る確率は低下する。

また、生活設計を立てている世帯ほど、そして金融資産額が貯蓄目標額に近い世帯ほどグループ 3 に入る確率は高まる。世帯人員の数が増加すれば、それだけグループ 1 に入る確率は低下し、グループ 4 に入る確率は上昇する。

以上の結果を解釈すれば、家計が将来に対して生活設計を立て、それに基づいて十分な資産形成を行っておれば、年金は老後の暮らしの一助として積極的に評価され、その結果老後の暮らしに対する不安は除去されるということである。逆に、資産の保有水準が低く、持ち家もなく、借入金だけが残っている家計は老後の暮らしに対する不安を募らせるのである。ただし、グループ 1 と 2 を識別し、両者に対して明確に異なる影響を及ぼしている変数を見いだすことは困難である。唯一、世帯人員数が異なった効果を与えている。世帯人員の多寡はグループ 2 に入る確率に影響を及ぼしていないが、世帯人員の数が多ければそれだけグループ 1 に入る確率は低下する。世帯人員が多いことは、それだけ働き手が多いことを意味し、家族内扶助によって老後の暮らしに備えることができる。しかし、働き手が少なければ、老後の暮らしを支える手段として年金の重要性が高まり、それだけ老後の暮らしの不安が高まるのかもしれない。

マクロショックもグループ間の選択に対して大きな影響を及ぼしている。失業率の上昇は、第 2 号被保険者にとってグループ 1 に入る確率を有意に高めている。地域総生産成長率も同様の効果をもたらしている。地域総生産成長率の低下は、グループ 2 に入る確率を有意に高め、グループ 3,4 に入る確率を有意に下げている。消費者態度指数の上昇は、世帯を取り巻く経済環境の改善を意味

するから、グループ 1,2 に入る確率を有意に低下させ、グループ 3 に入る確率を有意に高めている。人口構成を表すマクロ変数もグループ間の選択に有意な影響を与えている。とりわけ、高齢化率の高まりは、第 2 号被保険者にとってグループ 1 に入る確率を高め、グループ 3 に入る確率を有意に低下させており、高齢化の進展により老後の暮らしに対する不安が高まる状況が如実に現れている。トレンド変数の効果については、第 1 号、第 2 号被保険者を問わず、グループ 1 に入る確率を有意に高めており、趨勢的に年金や保険が十分ではないから老後の暮らしに対する不安が高まっていることがわかる。

また、第 2 号被保険者にとっては、回答者の居住地域において、前年各グループが選ばれた割合も有意な説明変数である。

最後に、われわれの最大の関心事である年金制度の改正の効果を見ておこう。まず、基礎年金制度の導入の効果からみていこう。基礎年金制度の導入は第 1 号、第 2 号被保険者ともにグループ 1 に入る確率とグループ 3 に入る確率を有意に高めている。この結果は、新たに創設された基礎年金制度が老後の暮らしへ与える効果について世帯間で評価が分かれていることを意味している。基礎年金制度への評価は家計の属性と関係していると考えられるが、この点については次節でさらなる検討を加える。

完全自動物価スライド制が導入された 1989 年制度改正は、第 1 号被保険者へは有意な影響を及ぼしていないものの、第 2 号被保険者に対してはグループ 1 に入る確率を有意に低下させている。第 2 号被保険者は、物価変動に年金給付が自動的に調整されるシステムが老後の暮らしの安定に寄与すると評価していることがわかる。

1994 年、2000 年の制度改正は、第 1 号、第 2 号被保険者ともに、グループ 1 に入る確率やグループ 3 に入る確率に対して有意な影響を与えておらず、年金制度の改正によって老後の暮らしに対する認識は変化していない。しかし、この結果から直ちに年金改正が老後の暮らしに対する認識に対して全く効果がなかったと判断することはできない。というのも、年金改正の効果は家計の属性によって異なることが考えられるからである。この点についても次節において検討を加える。

2004 年改正の効果に目を転じよう。制度改正によって第 1 号被保険者は、老

後の暮らしに対する認識を有意に変化させていないものの、第 2 号被保険者では、グループ 1 に入る確率が有意に低下している。この意味では 2004 年の制度改革はある程度成功を収めたといえよう。しかし、グループ 3 に入る確率については高まっているものの有意ではなく、年金制度の改正によって、年金が十分であるから老後の暮らしに対する心配が低下したという、制度改革をプラスに評価する家計の割合が増加したわけではないことに注意されたい。

5. 家計属性と年金制度改革への評価

前節において公的年金制度の改正に対する家計の主観的な評価を混合ロジックモデルによって計測したが、この節では年金改正に対する評価が年齢、所得水準という家計属性によって、どのような影響を受けるのか計量的分析を行う。

年金制度改革の予想される効果

まず、過去 5 回にわたる年金制度改革が異なった属性をもつ家計によってどのように評価されたのか、理論的に予想される効果について論じておこう。1985 年における年金制度改革は、基礎年金制度の創設を骨子とする抜本的な改革であり、基礎年金制度をどのように評価するかによって、年金制度改革が老後の暮らしに対する認識へ与える効果は異なったものとなる。基礎年金は制度間における格差を是正して、全国民共通に同額の年金を保障する制度であり、しかも給付の 3 分の 1 が国庫による負担であり、所得再分配機能の色彩が強い。このことは所得が低い世帯にとっては負担に比して便益が大きく、逆に所得が高い世帯にとっては便益に比して税負担が大きい制度と映るだろう。従って、所得が高い世帯ほど基礎年金制度の導入によって老後の暮らしの不安が軽減される度合いは小さいだろう。すなわち所得が高くなるにつれてグループ 1 における年金制度改革ダミーの係数値は大きくなり、グループ 3 において年金制度改革ダミーの係数値は小さくなることが予想される。

1989 年における年金制度改革では、完全自動物価スライド制が導入されたが、受給者は所得水準、年齢層に関係なく、この恩恵に与ることができるので、年金改正はすべての階層において老後の暮らしの不安軽減につながると考えられる。1994 年、2000 年における年金制度改革では、それぞれ厚生年金の定額部分、

報酬比例部分の将来における段階的な引き上げ措置が決定された。まず、この影響を受けるのは第2号被保険者であることに注意したい。さらに第2号被保険者の中でも50歳代の世帯の多くは引き上げ措置の前に給付が開始するので、老後の暮らしへの認識は変化しないだろう。また、支給開始年齢の引き上げは、貯蓄の蓄えの少ない世帯ほど老後の暮らしに対する不安を募らせるだろう。従って、第2号被保険者の中で、所得が低いほどグループ1において年金制度改正ダミーの係数値は大きくなり、グループ3において年金制度改正ダミーの係数値は小さくなることが予想される。

2004年の年金制度改正では、保険料水準固定方式と給付水準に関してマクロ経済スライドの導入によって将来にわたる年金制度が安定すると家計が評価するならば、グループ1に入る確率を下げることが予想される。しかし、マクロ経済スライドの導入を将来における年金給付の抑制ととらえるならば、貯蓄の蓄えの少ない所得の低い世帯ほど老後の暮らしに対する不安が高まることが考えられる。この場合には、所得が低いほどグループ1において年金制度改正ダミーの係数値は大きくなり、グループ3において年金制度改正ダミーの係数値は小さくなることが予想される。

家計属性と年金制度改正への評価：計量分析

年齢や所得階層で測られた家計の属性によって、年金制度改正が老後の生活に対する不安感を高めるか否か、その評価は異なり予想される影響の方向について上で検討を加えた。

以下では実際に予想された結果が得られるのか、定量的分析を行う。年齢と所得水準の違いによって年金制度改正への評価が異なることを考慮するために、年金制度改正ダミー単独に代えて、4つの年齢階層（20歳代、30歳代、40歳代、50歳代）ダミーと各年金制度改正ダミーのクロス項、もしくは世帯所得と各年金制度改正ダミーのクロス項をそれぞれ説明変数とした混合ロジットモデルを推定した。各年金制度改正に対する年齢階層別限界係数が表3に記されている。また、所得水準と各年金制度改正ダミーのクロス項の限界係数が表4に示されている。²⁴

[表3、4挿入]

1985 年改正は、第 1 号被保険者では、30 歳代、40 歳代、50 歳代においてグループ 1、グループ 3 に入る確率を上昇させている。また、第 2 号被保険者でも 40 歳代において同様の傾向が見られる。このことは年齢層を問わず基礎年金制度導入が老後の暮らしへ与える効果について評価が分かれていることを意味する。これに対して年金制度改正ダミーと所得水準のクロス項に注目すると第 1 号、第 2 号被保険者ともにグループ 1 において有意な正の係数値が得られている。すなわち所得水準が高まるにつれて年金が十分ではなく老後の生活を不安視する度合いが高まっていることがわかる。この結果は上述した高所得階層ほど基礎年金制度の所得再分配機能の負担面を重視しているという仮説と整合的である。

1989 年改正は、第 2 号被保険者についてすべての年齢階層において年金が十分ではなく老後の生活を不安視する確率を有意に下げている。この結果は上で述べた理論的予想と整合的である。²⁵ 第 1 号被保険者については、89 年改正ダミーはどの年齢階層においてもグループ 1、グループ 3 に入る確率に有意な影響を及ぼしておらず、完全自動物価スライド制を老後の生活の安定に結びつけて評価しているのは第 2 号被保険者のみである。

1994 年、2000 年における年金制度改正については、その効果は第 2 号被保険者の 50 歳代を除くすべての年齢階層についてグループ 1 に入る確率を高め、グループ 3 に入る確率を低下させることが予想されるが、計測結果はその予想をある程度支持している。94 年改正は、30 歳代、40 歳代の第 2 号被保険者がグループ 3 に入る確率を有意に低下させ、2000 年改正は、30 歳代の第 2 号被保険者がグループ 3 に入る確率を有意に低下させ、グループ 1 に入る確率を有意に上昇させている。また、2000 年改正については、第 2 号被保険者の中で、所得が低い世帯ほど老後の生活に対する不安が軽減される程度は小さく、所得水準と年金改正の評価についても上述の理論的予想を支持する結果が得られている。

2004 年改正は、すべての年齢階層について第 2 号被保険者がグループ 1 に入る確率を低下させている。しかも、その効果は 20 歳代を除いて有意である。これらの家計群は、年金改正が将来にわたって年金制度の安定性を高めたと評価しており、老後の生活の不安が低下している。ただ、マクロ経済スライドの導入を将来における年金給付の抑制ととらえるならば、所得が低い世帯ほど老後

の生活に対する不安が軽減される程度は小さいことも予想される。事実、第2号被保険者については2004年改正ダミーと所得のクロス項はグループ1において負、グループ3では正であり、しかも前者の効果は有意である。このように所得が低い世帯ほど年金制度の改正が老後の生活の不安を軽減する効果は小さいことがわかる。

6. 結びにかえて

われわれは家計に対するアンケート調査の個票データに基づいて、年金制度の改正が家計にとってどのように映り、老後の暮らしの不安がどのように変化したのか、家計の主観的な評価を実証的に分析してきた。われわれの実証結果によれば、家計は必ずしも年金制度の改正が老後の生活の安定を高めたとプラスに評価してきたわけではなく、むしろ老後の暮らしへの不安を募らせたケースも見られた。

この研究から導かれる重要な政策的なインプリケーションは、公的年金制度の改正を設計するに当たって、その改正が果たして家計の老後の暮らしに安心感を与えるものなのか、十分に吟味する必要があるということである。いかに政策当局が年金制度の改正により年金財政の基盤が安定すると喧伝したとしても、それが家計にとって全く評価されない場合も考えられる。将来予測には常に不確実性が伴うことは事実であるが、将来における給付と負担のバランスや年金財政の安定化に関する不確実性をできるだけ軽減させることを念頭におき、そのためにはどのような方策が必要なのか、国民に対して客観的なデータを示すとともに年金制度の改革を真剣に議論する必要がある。

¹肥後・須合・金谷（2001）や村田（2003）は、家計の年金制度への不安度によって消費・貯蓄行動が影響を受けることを実証的に明らかにした。肥後他（2001）では、日本銀行『生活意識に関するアンケート調査（2000年9月実施）』を用いて、老後生活を賄う手段についての意識と消費支出の変化との関係に着目している。分析の結果、公的年金依存派（老後生活は公的年金によって賄われるべきと考えている家計群）のうち、消費支出を削減させた人の割合は、自助努力派（老後生活は就労や貯蓄によって賄われるべきと考えている家計群）の同割合よりも有意に高くなっている。また、村田（2003）は、家計経済研究所『消費生活に関するパネル調査(1993-98年)』の個票データを用いて、予備的貯蓄の実証分析を行っている。分析の結果、1）年金不安のある家計は、そうでない家計に比べて、金融資産をより多く保有している、2）世代間のリスクシェアリングが年金不安による予備的貯蓄を軽減している可能性がある、3）年金不安による予備的貯蓄は、相対的にリスクの低い金融資産に表れており、有価証券保有額には表れていない、と結論づけている。

²長田(2007)は、公的年金制度に対する認知度が将来に対する生活不安をもたらすという、比較的、本稿と関連の深い実証結果を報告している。具体的にいえば、生命保険文化センター『2004年度生活保障に関する調査』を用いて、年金制度の内容に関する認知度と将来の社会保険料負担に対する不安感との関係を分析している。分析結果からは、「厚生年金の支給が65歳に移行することを認知している人」あるいは「年金受取額は物価で変動することを認知している人」は、それ以外の人々に比べて、「社会保険料が増加しそうだから2・3年後の暮らしが今よりも苦しくなる」と考える傾向が高いことを明らかにしている。

長田（2007）においては年金制度の理解が、保険料増大に伴う近い将来への不安に与える影響を見ているのに対し、本稿では年金制度の改正によって家計が将来における年金給付をどのようにとらえ直し、その結果老後生活への不安感がどのように変化するかを見ている。

³選択肢からは年金以外に保険の多寡により老後の暮らしに対する不安感が変化する可能性も考えられる。しかし、1984-2008年における『家計の金融行動に関する世論調査』報告書を見ると、貯蓄保有世帯の金融資産全体に占める個人年金保険の割合は、2%から6%とわずかであり、しかも特に大きな変動が観察されていない。従って、ここでは年金制度の改正が保険保有を通じて老後の暮らしの不安に与える影響は無視できるとして分析を進める。

⁴以下の記述は、主として厚生労働省(2005)に依拠している。

⁵2004年の年金制度の改正については、例えば西沢(2008)を参照のこと。

⁶ただし、調整は名目額を下限とし、名目額は維持されることになっている。

⁷この率は「所得代替率」と呼ばれている。

⁸なお、当該調査は平成12年までは『貯蓄と消費に関する世論調査』、平成13年から平成18年までは『家計の金融資産に関する世論調査』と呼ばれていた。

⁹調査対象世帯は、平成15年調査までは6,000、平成16年から18年調査では10080である。

¹⁰老後の暮らしを心配している世帯とは、質問項目に対する回答2または3を選択した家計である。

¹¹その他の選択肢としては、老後に備えて準備していない（いる）から、再就職などにより収入が得られる見込みがない（ある）から、家賃の上昇により生活が苦しくなると見込まれるから（不動産収入が見込めるから）、マイホームを取得できる見込みがないから、こどもなどからの援助が期待できない（できる）から、親などからの遺産が見込まれるから、である。

¹² その他の選択肢の中で割合が高い項目は、「老後に備えて準備をしていないから」である。この選択肢は平成6年以降しか利用できないが、40%前後で推移している。また、「子どもなどからの援助が期待できないから」の項目も10%台から20%台の間を推移している。

¹³ その他の選択肢の中で割合が高い項目は、「老後に備えて準備をしているから」である。この選択肢は平成6年以降しか利用できないが、30%前後で推移している。

¹⁴ グループ4の世帯所得は520万円と低いが、これは世帯主の年齢が低いことを反映している。

¹⁵ STATAのmixlogitと呼ばれるuser written commandを用いて推定を行った。詳細については、Hole(2007)を参照のこと。

¹⁶ 実質純金融資産保有額は「金融資産保有額」から「ローン残高」を差し引いた額を消費者物価指数で実質化したものである。

¹⁷ 1989年以前、及び2004-06年において、世帯所得は、選択肢の中から選ぶことになっており、それ以外の年においては、実数で答えることになっている。世帯所得を実数で答える年では、回答を消費者物価指数で実質化したものを説明変数として用い、世帯所得を選択肢の中から選ぶ年においては、実数になおしてから実質化している。例えば、2006年においては、1 収入はない 2 300万円未満 3 500万円未満 4 750万円未満 5 1000万円未満 6 1200万円未満 7 1200万円以上という選択肢があるが、回答者が1を選べば世帯所得は0、2を選べば150、3を選べば400、4を選べば625、5を選べば875、6を選べば1100、7を選べば1500という実数を定義し、消費者物価指数で実質化した。

¹⁸ 4つの年齢階層とは、20歳代、30歳代、40歳代、50歳代である。

¹⁹ リスク回避度ダミー変数は以下のように定義される。『家計の金融行動に関する世論調査』では、「あなたのご家庭では、貯蓄商品を決める場合に、どのような要素に最も重点をおいて選びますか。」という質問項目がある。家計が、元本保証あるいは取扱金融機関が信用でき安心であるという項目を選択した場合には1をとり、それ以外は0となるダミー変数である。

²⁰ 9つの地域とは、北海道、東北、関東、北陸、中部、近畿、中国、四国、九州である。

²¹ 高齢化率は、地域別の高齢人口を生産年齢人口で除したものと定義されている。また、消費者態度指数は、「暮らし向き」「収入の増え方」「雇用環境」「耐久消費財の買い時判断」それぞれの項目に関し、人々が、今後半年間の見通しについて、良くなると思えば正の方向に、悪くなると思えば負の方向に動くよう集計された指数である。出所は、内閣府経済社会総合研究所『消費者動向調査』である。

²² 第1号被保険者とは、世帯主の職業が農林漁業、自営商工・サービス業、自由業に属する場合（2007、2008年調査では自営業主、パートタイム雇用、通学の場合）、第2号被保険者とは、世帯主の職業が事務系勤め人、労務系勤め人に属する場合（2007、2008年調査ではフルタイム雇用の場合）である。

²³ 多項ロジットモデルによる推定も行われたが、無関係な選択肢からの独立性(independence of irrelevant alternatives)の仮定は支持されなかった。

²⁴ その他の説明変数に関する係数値は省略されているが、基本的には表2に示されたものと大きく変わらず安定的である。

²⁵ 年金制度改正ダミーと所得のクロス項はグループ1、グループ3において有意に負であり、所得水準が高くなるにつれて両グループに入る確率が低下しており、この点に関する解釈については、今後の課題としたい。

参考文献

- 肥後雅博・須合智広・金谷信(2001)「最近の家計貯蓄率とその変動要因について」
日本銀行調査統計局 Working Paper 01-4。
- 厚生労働省(2005)『厚生年金・国民年金 平成 16 年財政再計算結果』厚生労働
省年金局数理課。
- 村田啓子(2003)「マイクロデータによる家計行動分析 ― 将来不安と予備的貯蓄
―」日本銀行金融研究所 IMES Discussion Paper Series 2003-J-9。
- 長井毅(2007)「社会保険料負担の推移と家計への影響に関する一考察」『季刊家
計経済研究』 SUMMER No.75、44-54 ページ。
- 西沢和彦(2008)『年金制度は誰のものか』 日本経済新聞出版社。
- Hole, A. R. (2007). “Fitting Mixed Logit Models by Using Maximum Simulated
Likelihood,” *Stata Journal*, vol. 7, no. 3, pp. 388-401.

図1 老後を心配している家計の割合

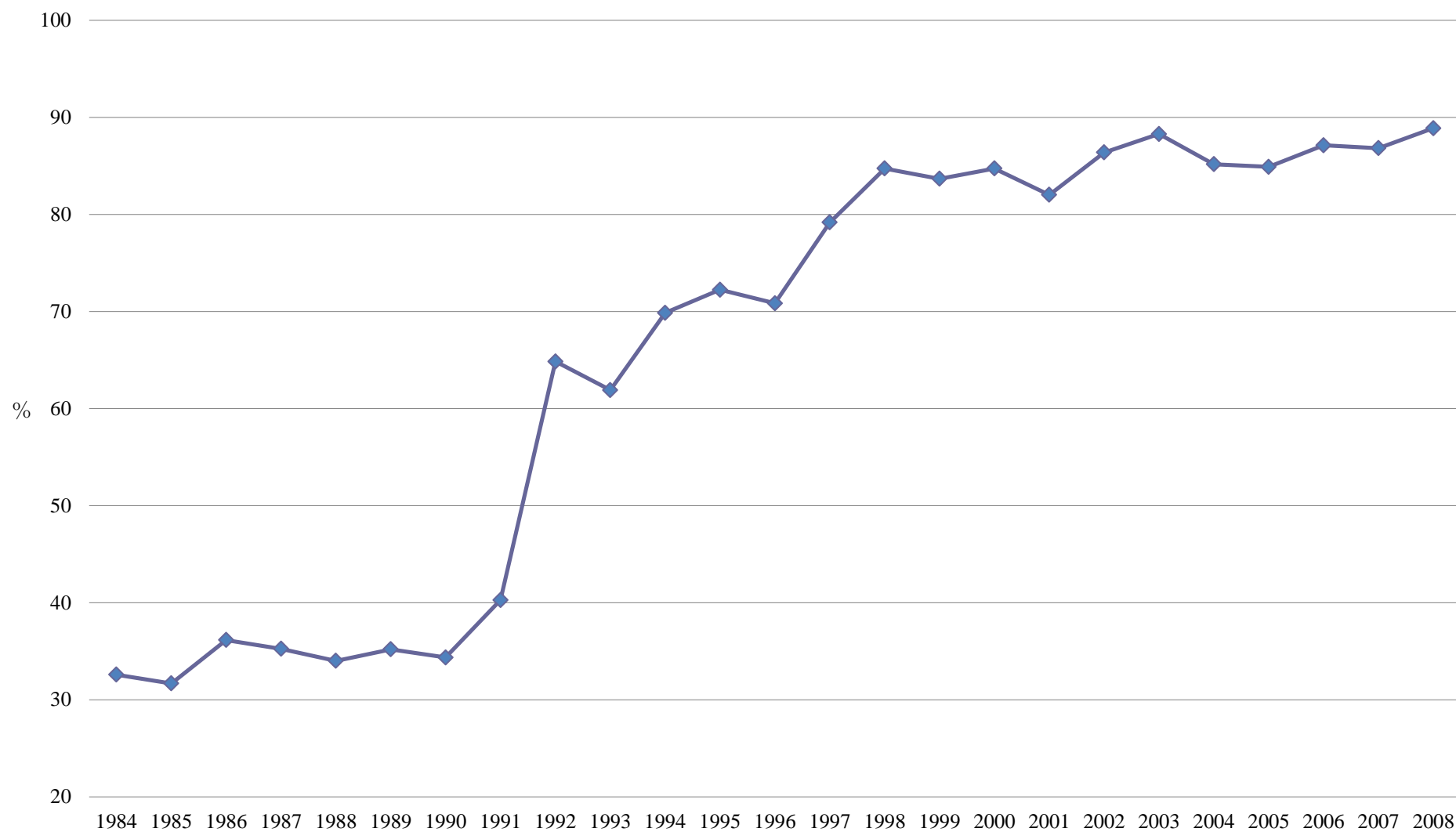


図2 老後の暮らしを心配する理由

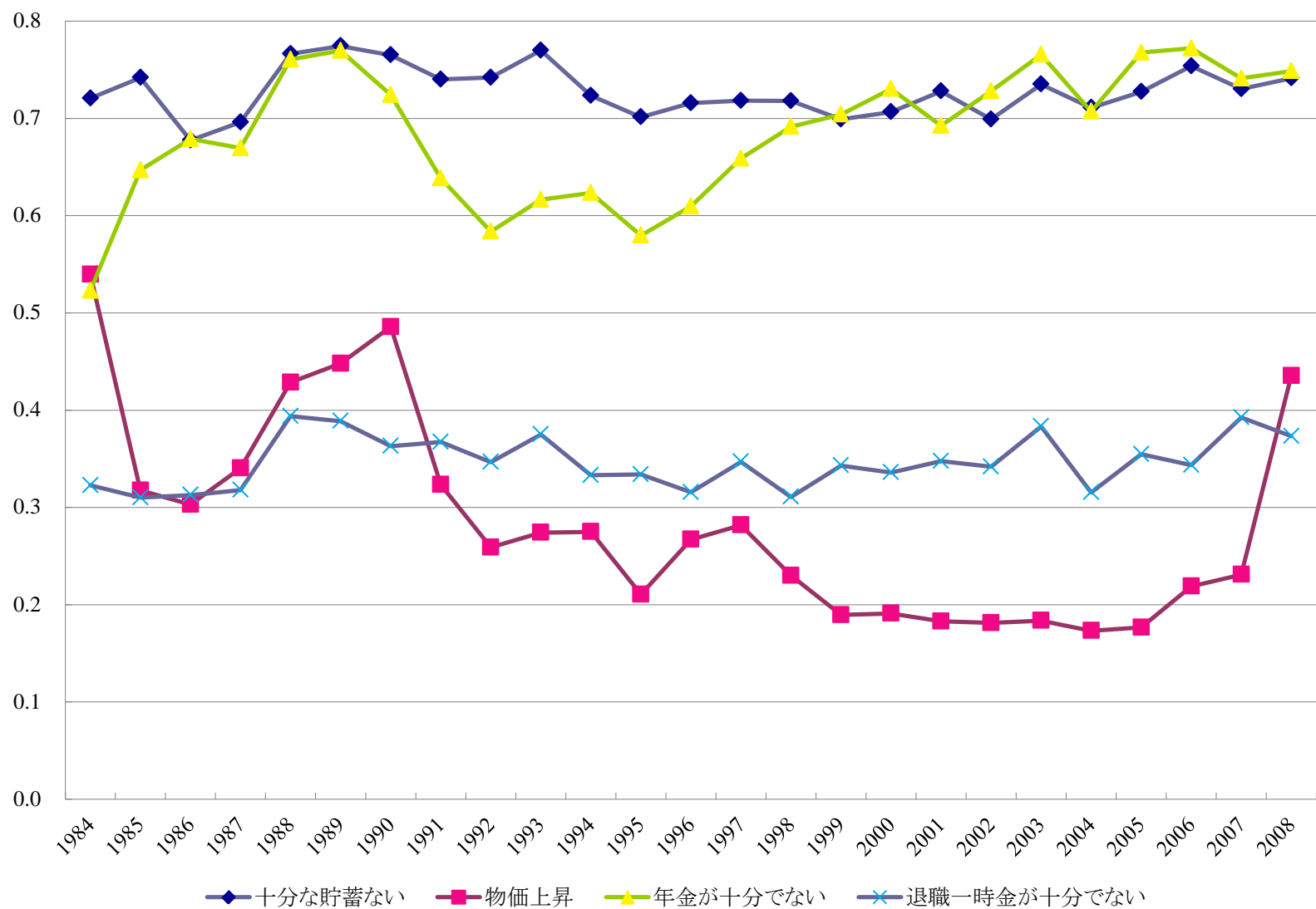


図3 老後の暮らしを心配しない理由

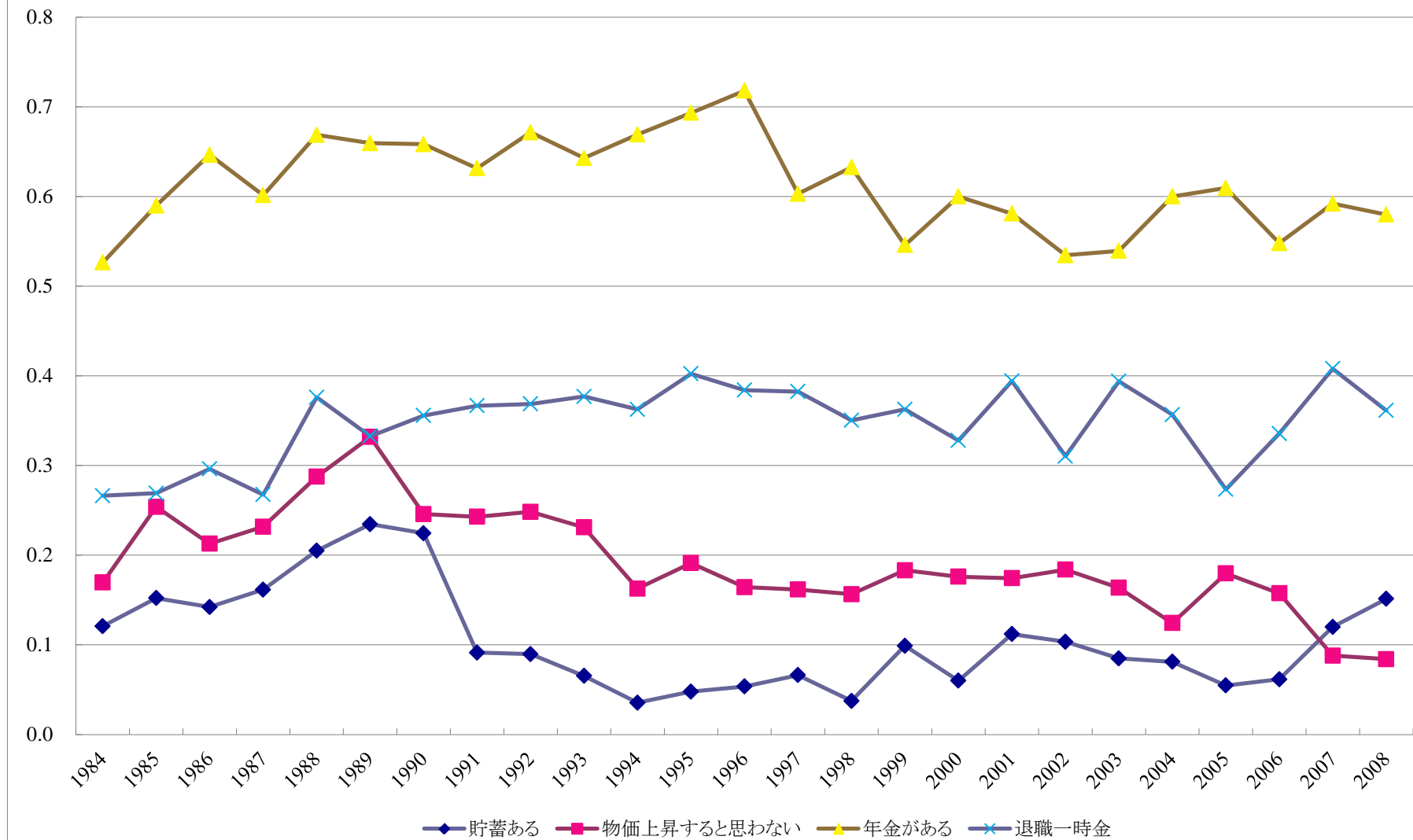


図4 各グループの大きさ

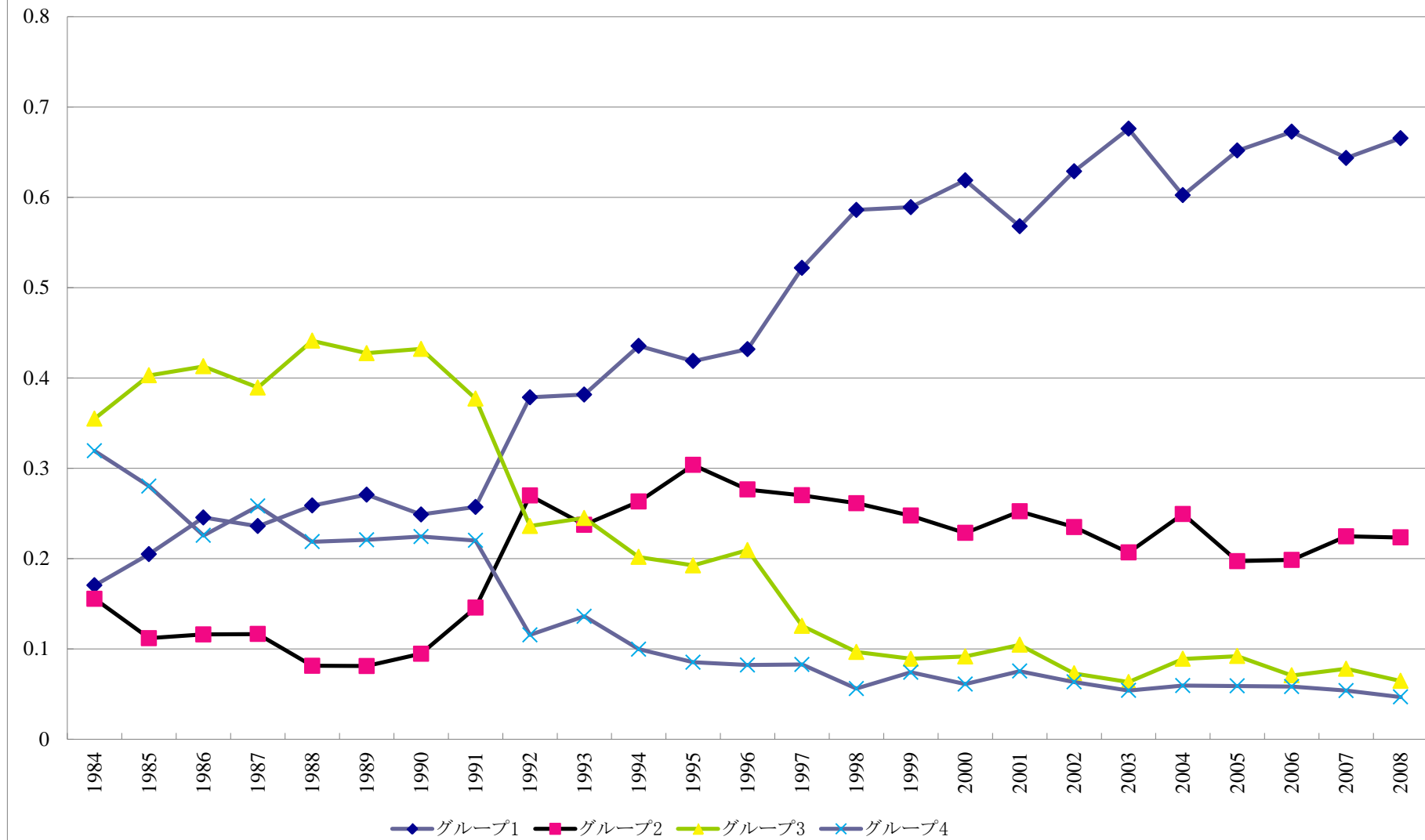


表1 各グループの家計の属性

変数名	グループ1	グループ2	グループ3	グループ4	全体
世帯主年齢分布					
20歳代(%)	3.56	4.84	3.49	8.07	4.44
30歳代(%)	23.52	23.44	20.23	29.66	23.61
40歳代(%)	36.47	36.67	33.96	32.46	35.35
50歳代(%)	36.45	35.04	42.31	29.80	36.60
世帯所得分布					
300万円未満(%)	18.79	23.79	13.51	22.60	19.09
300万円ー500万円(%)	31.03	30.36	29.91	35.31	31.24
500万円ー700万円(%)	31.65	27.94	29.02	22.72	29.03
700万円ー1000万円(%)	12.14	11.33	16.35	10.68	12.76
1000万円超(%)	6.38	6.58	11.22	8.69	7.88
世帯所得(百万円)	5.12	4.85	6.00	5.20	5.29
金融資産保有額(百万円)	8.94	7.75	11.31	8.99	9.26
借入金を保有している家計の割合	52.39	49.41	47.22	39.43	48.75
借入金残高(百万円)	6.06	5.23	4.04	3.76	5.10
純金融資産残高(百万円)	2.88	2.52	7.26	5.23	4.17
持ち家の割合(%)	66.91	61.80	73.59	61.47	66.69
生活設計を立てている家計の割合(%)	39.85	36.60	52.58	44.70	42.87
世帯人数	3.95	3.97	4.09	4.14	4.01
大都市に住んでいる家計の割合(%)	23.23	22.31	23.20	27.49	23.64
リスク回避的な家計の割合(%)	48.38	43.41	44.93	43.61	45.91

出所: 金融広報中央委員会『家計の金融行動に関する世論調査』

備考: 世帯所得を計算する際には各所得階級の中央値を用いている。なお、300万円未満、1000万円以上の階層の中央値はそれぞれ225万円、1250万円を使用している。

表2 混合ロジットモデルから求められた限界係数(ベースケース)

	第1号サンプル				第2号サンプル			
	グループ1	グループ2	グループ3	グループ4	グループ1	グループ2	グループ3	グループ4
1985年年金制度改正	0.1150*** (0.0316)	-0.1328*** (0.0341)	0.0657*** (0.0184)	-0.0479** (0.0235)	0.0729*** (0.0201)	-0.1117*** (0.0211)	0.0425*** (0.0121)	-0.0037 (0.0093)
1989年年金制度改正	0.0132 (0.0420)	-0.0422 (0.0346)	0.0254 (0.0329)	0.0037 (0.0355)	-0.0608*** (0.0207)	0.0496*** (0.0172)	0.0233 (0.0157)	-0.0121 (0.0147)
1994年年金制度改正	0.0219 (0.0266)	0.0780*** (0.0251)	-0.0160 (0.0275)	-0.0838*** (0.0286)	0.0020 (0.0182)	0.0424*** (0.0141)	-0.0207 (0.0154)	-0.0237* (0.0134)
2000年年金制度改正	0.0020 (0.0308)	-0.0001 (0.0261)	0.0016 (0.0360)	-0.0035 (0.0359)	-0.0156 (0.0189)	-0.0051 (0.0148)	-0.0047 (0.0210)	0.0253 (0.0191)
2004年年金制度改正	-0.0255 (0.0398)	0.0379 (0.0313)	0.0610 (0.0384)	-0.0734*** (0.0290)	-0.0580*** (0.0176)	0.0102 (0.0181)	0.0189 (0.0213)	0.0289* (0.0155)
純金融資産額	-0.00111*** (0.0003)	-0.0009*** (0.0002)	0.0013*** (0.0002)	0.0007*** (0.0003)	-0.0012*** (0.0003)	-0.0017*** (0.0002)	0.0026*** (0.0002)	0.0002 (0.0002)
金融資産保有額/貯蓄目標額	0.0073* (0.0042)	0.0000 (0.0033)	0.0062* (0.0037)	-0.0134* (0.0075)	0.0009 (0.0022)	0.0000 (0.0011)	0.0032 (0.0028)	-0.0042 (0.0041)
借入金あり	0.0561*** (0.0099)	0.0049 (0.0061)	-0.0061 (0.0073)	-0.0549*** (0.0061)	0.0496*** (0.0070)	-0.0046 (0.0050)	-0.0050 (0.0044)	-0.0399*** (0.0043)
持ち家	-0.0082 (0.0089)	-0.0569*** (0.0092)	0.0591*** (0.0088)	0.0059 (0.0091)	-0.0313*** (0.0068)	-0.0455*** (0.0048)	0.0689*** (0.0053)	0.0079** (0.0038)
生活設計を立てている	0.0124 (0.0162)	-0.0190* (0.0105)	0.0352*** (0.0118)	-0.0285*** (0.0112)	0.0203*** (0.0081)	-0.0268*** (0.0075)	0.0320*** (0.0077)	-0.0254*** (0.0043)
生活設計をこれから立てる	0.0552*** (0.0119)	0.0315*** (0.0113)	-0.0347*** (0.0129)	-0.0520*** (0.0113)	0.0446*** (0.0092)	0.0091 (0.0071)	-0.0187** (0.0084)	-0.0349*** (0.0050)
世帯人数	-0.0139*** (0.0032)	-0.0034 (0.0024)	0.0028 (0.0026)	0.0146*** (0.0029)	-0.0058*** (0.0021)	0.0014 (0.0014)	0.0005 (0.0021)	0.0040** (0.0018)
30歳代	0.1200*** (0.0220)	-0.0326* (0.0178)	-0.0295 (0.0252)	-0.0578*** (0.0174)	-0.0894*** (0.0155)	-0.0056 (0.0151)	-0.0355*** (0.0093)	-0.0595*** (0.0064)
40歳代	0.1404*** (0.0194)	0.0006 (0.0187)	-0.0442** (0.0210)	-0.0968*** (0.0212)	0.1137*** (0.0182)	0.0280 (0.0176)	-0.0366*** (0.0104)	-0.1051*** (0.0076)
50歳代	0.1098*** (0.0218)	-0.0179 (0.0205)	-0.0031 (0.0226)	-0.0887*** (0.0183)	0.0912*** (0.0171)	0.0322** (0.0161)	-0.0006 (0.0112)	-0.1227*** (0.0067)
世帯収入	-0.0001*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	0.0001*** (0.0000)	0.0001*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	0.0001*** (0.0000)	0.0000* (0.0000)
リスク回避度	-0.0026 (0.0093)	-0.0195** (0.0087)	0.0042 (0.0073)	0.0179*** (0.0068)	0.0270*** (0.0037)	-0.0196*** (0.0044)	-0.0009 (0.0037)	-0.0064* (0.0038)
大都市	0.0053 (0.0128)	-0.0182** (0.0094)	-0.0008 (0.0082)	0.0137 (0.0092)	0.0089 (0.0068)	-0.0079 (0.0062)	-0.0107*** (0.0054)	0.0097** (0.0046)
失業率	0.0034 (0.0155)	-0.0275*** (0.0091)	0.0006 (0.0112)	0.0236* (0.0139)	0.0170* (0.0095)	-0.0248*** (0.0082)	-0.0022 (0.0082)	0.0099 (0.0065)
出生率	0.1618 (0.1863)	-0.1742*** (0.0368)	-0.0886 (0.0946)	0.1010 (0.2034)	-0.1060 (0.1088)	0.0521 (0.0833)	0.0999 (0.1344)	-0.0460 (0.0592)
高齢化率	-0.3922* (0.2262)	-0.1904 (0.2396)	-0.1850 (0.1783)	0.7676** (0.3710)	0.3648 (0.3175)	-0.1452 (0.2619)	-0.2428*** (0.0270)	0.0232 (0.2199)
インフレ率	0.0046 (0.0065)	-0.0059 (0.0076)	-0.0005 (0.0056)	0.0018 (0.0082)	0.0077 (0.0040)	-0.0126*** (0.0030)	-0.0052 (0.0042)	0.0100*** (0.0028)
地域内総生産成長率	-0.0024 (0.0042)	-0.0068** (0.0028)	0.0038 (0.0031)	0.0054* (0.0030)	0.0013 (0.0020)	-0.0103*** (0.0015)	0.0059*** (0.0016)	0.0031*** (0.0012)
消費者態度指数	-0.0066*** (0.0020)	-0.0022 (0.0015)	0.0070*** (0.0028)	0.0018 (0.0028)	-0.0012 (0.0013)	-0.0028** (0.0012)	0.0042*** (0.0014)	-0.0003 (0.0010)
トレンド	0.0164*** (0.0021)	0.0015 (0.0096)	-0.0044 (0.0095)	-0.0135 (0.0135)	0.0141*** (0.0035)	0.0048 (0.0035)	-0.0082 (0.0075)	-0.0107* (0.0060)
回答者の居住地域において、前年、各グループが選ばれた割合	1.34E-10 (1.89E-10)	-2.08E-10 (4.05E-10)	-1.95E-10 (2.77E-10)	2.69E-10 (4.75E-10)	2.72E-10*** (7.50E-11)	-5.89E10*** (1.54E-10)	-2.48E10*** (7.04E-11)	5.65E-10*** (1.51E-10)
標本数	10247				30509			
対数尤度	-11993.871				-34328.689			

備考:推定には、STATAのmixlogitコマンドを用いた。なお、地域ダミーの効果は省略されている。

括弧内の標準誤差はブートストラップ法によって求められた。*, **, *** はそれぞれ10%, 5%, 1%水準で有意を意味する。

表3 混合ロジットモデルから求められた限界係数:年齢階層により反応が異なるケース

		第1号サンプル					第2号サンプル			
		グループ1	グループ2	グループ3	グループ4		グループ1	グループ2	グループ3	グループ4
1985年改正	20歳代	0.0102 (0.1463)	-0.1186 (0.0901)	0.0301 (0.0947)	0.0782 (0.0880)	20歳代	-0.0082 (0.0637)	-0.0761 (0.0572)	0.1077 ** (0.0499)	-0.0234 (0.0181)
	30歳代	0.0991 ** (0.0478)	-0.0916 *** (0.0287)	0.1037 *** (0.0419)	-0.1111 *** (0.0205)	30歳代	0.0303 (0.0266)	-0.0814 *** (0.0254)	0.0604 *** (0.0147)	-0.0093 (0.0086)
	40歳代	0.0625 ** (0.0298)	-0.0802 *** (0.0249)	0.0559 * (0.0303)	-0.0382 (0.0264)	40歳代	0.0991 *** (0.0234)	-0.1093 *** (0.0196)	0.0252 * (0.0132)	-0.0151 (0.0124)
	50歳代	0.1421 *** (0.0360)	-0.1526 *** (0.0277)	0.0566 * (0.0299)	-0.0461 * (0.0284)	50歳代	0.0452 (0.0291)	-0.0764 *** (0.0206)	0.0101 (0.0194)	0.0211 (0.0224)
1989年改正	20歳代	-0.0614 (0.1312)	0.0020 (0.1099)	0.1418 (0.1177)	-0.0824 ** (0.0348)	20歳代	-0.0897 * (0.0542)	0.1001 (0.0689)	0.0079 (0.0325)	-0.0183 (0.0181)
	30歳代	0.0285 (0.0429)	-0.0661 ** (0.0296)	0.0370 (0.0320)	0.0006 (0.0319)	30歳代	-0.0736 ** (0.0306)	0.0753 *** (0.0302)	-0.0066 (0.0171)	0.0049 (0.0165)
	40歳代	0.0115 (0.0350)	-0.0345 (0.0312)	0.0105 (0.0356)	0.0125 (0.0260)	40歳代	-0.0608 ** (0.0253)	0.0392 (0.0285)	0.0342 (0.0251)	-0.0126 (0.0163)
	50歳代	0.0010 (0.0470)	-0.0294 (0.0417)	0.0293 (0.0325)	-0.0009 (0.0275)	50歳代	-0.0498 * (0.02668)	0.0526 * (0.0288)	0.0313 * (0.0169)	-0.0342 ** (0.0146)
1994年改正	20歳代	0.2073 *** (0.0809)	-0.0122 (0.0629)	-0.0800 * (0.0454)	-0.1151 *** (0.0414)	20歳代	0.0197 (0.0460)	0.0555 (0.0434)	-0.0347 (0.0367)	-0.0405 ** (0.0168)
	30歳代	0.0179 (0.0407)	0.1158 *** (0.0405)	-0.0576 *** (0.0233)	-0.0762 *** (0.0200)	30歳代	0.0251 (0.0235)	0.0506 ** (0.0233)	-0.0490 ** (0.0228)	-0.0267 ** (0.0132)
	40歳代	-0.0132 (0.0333)	0.0894 *** (0.0276)	-0.0120 (0.0244)	-0.0642 *** (0.0233)	40歳代	0.0033 (0.0158)	0.0619 *** (0.0168)	-0.0479 *** (0.0179)	-0.0173 (0.0119)
	50歳代	0.0228 (0.0339)	0.0666 ** (0.0275)	-0.0062 (0.0223)	-0.0832 *** (0.0136)	50歳代	-0.0210 (0.0207)	0.0168 (0.0145)	0.0147 (0.0196)	-0.0105 (0.0174)
2000年改正	20歳代	-0.0583 (0.0839)	0.0266 (0.0702)	0.0132 (0.1022)	0.0184 (0.0940)	20歳代	0.0165 (0.0445)	-0.0269 (0.0384)	-0.0038 (0.0574)	0.0142 (0.0386)
	30歳代	0.0117 (0.0564)	-0.0202 (0.0286)	-0.0983 *** (0.0370)	0.1068 * (0.0565)	30歳代	0.0483 ** (0.0230)	-0.0051 (0.0176)	-0.0562 ** (0.0264)	0.0130 (0.0231)
	40歳代	-0.0172 (0.0397)	0.0165 (0.0355)	0.0181 (0.0371)	-0.0175 (0.0301)	40歳代	-0.0066 (0.0284)	0.0031 (0.0169)	-0.0344 (0.0274)	0.0379 * (0.0198)
	50歳代	0.0119 (0.0340)	-0.0042 (0.0264)	0.0156 (0.0365)	-0.0232 (0.0231)	50歳代	-0.0474 ** (0.0206)	-0.0037 (0.0173)	0.0096 (0.0211)	0.0415 ** (0.0207)
2004年改正	20歳代	0.1003 (0.2202)	-0.0663 (0.0850)	-0.0956 (0.2046)	0.0616 (0.2468)	20歳代	-0.0121 (0.0611)	0.0169 (0.0579)	-0.1482 *** (0.0604)	0.1434 ** (0.0705)
	30歳代	0.0161 (0.0600)	0.1229 (0.0814)	-0.0006 (0.1246)	-0.1385 *** (0.0472)	30歳代	-0.0730 *** (0.0252)	0.0096 (0.0267)	0.0584 (0.0492)	0.0050 (0.0288)
	40歳代	-0.0267 (0.0627)	0.0343 (0.0372)	0.0798 (0.0644)	-0.0874 ** (0.0393)	40歳代	-0.0558 ** (0.0235)	-0.0024 (0.0251)	0.0396 (0.0369)	0.0186 (0.0199)
	50歳代	-0.0479 (0.0321)	0.0326 (0.0400)	0.0625 (0.0406)	-0.0473 (0.0392)	50歳代	-0.0586 *** (0.0225)	0.0156 (0.0278)	0.0096 (0.0290)	0.0334 (0.0304)

備考:表記については表2の備考を参照のこと。

なお、表2で使用したすべての説明変数をコントロールしているが、5つの改正ダミー以外の係数値は省略している。

表4 混合ロジットモデルから求められた限界係数:所得水準により反応が異なるケース

	第1号					第2号			
	グループ1	グループ2	グループ3	グループ4		グループ1	グループ2	グループ3	グループ4
1985年改正ダミー＊世帯収入	0.000195 *** (0.000046)	-0.000126 *** (0.000030)	0.000036 (0.000033)	-0.000105 *** (0.000032)	1985年改正ダミー＊世帯収入	0.000138 *** (0.000030)	-0.000164 *** (0.000024)	0.000026 (0.000019)	0.000000 (0.000019)
1989年改正ダミー＊世帯収入	0.000002 (0.000045)	0.000059 (0.000049)	-0.000036 (0.000026)	-0.000025 (0.000022)	1989年改正ダミー＊世帯収入	-0.000079 *** (0.000025)	0.000170 *** (0.000029)	-0.000067 *** (0.000018)	-0.000024 (0.000016)
1994年改正ダミー＊世帯収入	-0.000011 (0.000019)	0.000083 *** (0.000020)	-0.000016 (0.000014)	-0.000056 *** (0.000019)	1994年改正ダミー＊世帯収入	0.000001 (0.000017)	0.000024 (0.000017)	-0.000017 (0.000013)	-0.000008 (0.000010)
2000年改正ダミー＊世帯収入	-0.000027 (0.000023)	-0.000019 (0.000028)	0.000010 (0.000025)	0.000036 (0.000028)5	2000年改正ダミー＊世帯収入	-0.000045 ** (0.000018)	-0.000013 (0.000015)	0.000014 (0.000017)	0.000043 *** (0.000015)
2004年改正ダミー＊世帯収入	-0.000049 (0.000030)	0.000084 ** (0.000037)	0.000018 (0.000032)	-0.000054 (0.000047)	2004年改正ダミー＊世帯収入	-0.000072 *** (0.000017)	0.000050 *** (0.000020)	0.000000 (0.000020)	0.000022 (0.000016)

備考:表記については表2の備考を参照のこと。
 なお、表2で使用したすべての説明変数をコントロールしているが、5つの改正ダミーと世帯所得のクロス項以外の係数値は省略している。